第38卷 第3期
2021年5月

干 旱 区 研 究
ARID ZONE RESEARCH

Vol. 38 No. 3
May 2021

渭河流域极端降水时空演变规律及其对大气环流因子的响应

邹 磊[1]， 余江游[2]， 王飞宇[1]， 张 彦[3]

（1. 中国科学院地理科学与资源研究所陆地水循环及地表过程院重点实验室，北京 100101；2. 中国电建集团昆明勘测设计研究院有限公司，云南 昆明 650051；3. 中国农业科学院农田灌溉研究所，河南 新乡 453002）

摘 要：基于渭河流域内及其周边28个气象站点1961—2017年逐日降水量数据，选取PRCPTOT、SDII、Rx1day、Rx5day、R95P和R99P共6种极端降水指数，采用Mann-Kendall趋势检验和小波变换方法综合分析了渭河流域极端降水时空演变规律，并进一步探究流域极端降水指数与6种大气环流异常因子之间的相关关系。研究表明：(1) 在1961—2017年间，渭河流域极端降水指数整体呈减少的趋势。渭河流域极端降水指数由西北向东南地区逐渐增加，流域东南地区较西北地区湿润；(2) 1990年以后，极端降水指数在年际间的波动性明显增大，流域发生极端降水事件的概率有上升趋势；(3) 在所选择的大气环流异常因子中，渭河流域极端降水受南方涛动指数SOI影响最大。SOI越大，流域发生少雨现象的概率越大，反之，则发生多雨、洪涝现象的概率越大。本文结果对于理解气候变化对于极端降雨的影响机理和加强预防气候灾害的能力有重要意义。

关键词：渭河流域；极端降水指数；时空演变规律；大气环流异常因子

降水是水文循环的重要组成部分[1]，自然界的洪涝、干旱事件均与降水密切相关。联合国政府间气候变化专门委员会(Intergovernmental Panel on Climate Change, IPCC)第五次评估报告(2013)指出，最近的3个10 a比1850年以来的任何一个10 a都偏暖，尤其在北半球地区，最近30 a可能是过去1400 a中最暖的30 a[2]。相关研究利用CMIP5模式对中国干湿区范围进行评估，表明我国气候敏感的半湿润、半干旱区范围在进一步扩大[3]。受全球气候变化影响，降水的时空格局发生了显著改变，导致水汽循环发生变化，极端降水事件发生频率增加，对人类生产生活水平、社会稳定及经济发展等均带来十分严重的影响[4]。因此，探究变化环境下极端降水时空演变规律及其影响因素，对于气候灾害的监测和制定防洪预案具有重要意义。

近年来，极端降水时空变化分析和统计特征的相关研究已引起越来越多学者的关注[4]。如时光训等[2]基于长江流域131个气象站点数据，利用Mann-Kendall(M-K)检验和主成分分析法分析研究了长江流域极端降水过程的时空变化特征；汪成博等[5]基于汉江流域气象站点逐日降水数据，辅以超阈值抽样等方法，对汉江流域多尺度极端降水变化特征进行了分析；马梦阳等[6]采用线性回归、Mann-Kendall趋势检验和Pearson相关性分析法等，分析了海河流域10个极端降水指数的时空变换及其与大气环流的相关性；杨沛羽等[7]基于超阈值的极端降水抽样、变异分析和趋势分析等方法分析了黄河流域极端降水量级、频率的时空分布特征及其影响因素。

渭河流域位于我国半湿润半干旱过渡的北方地区，季节变化显著。进入21世纪以来，流域洪涝、干旱事件频繁出现，如2003年8—10月，渭河流域先后出现了6次强降雨过程，持续时间长达50多天，其降水过程持续时间长、强度大，为1961年以来之最；2005年9—10月，渭河流域出现大范围连续降雨，渭河干流和区间支流均有大洪水发生；而2007年与2014年，渭河流域却遭受长时间的持续干旱，给人民造成严重损失。冯星等[8]基于渭河流域1960—2015年逐日降水数据，采用趋势分析和小波

收稿日期：2020-04-24； **修订日期：**2020-12-01
基金项目：国家重点研发计划项目(2017YFA0603702)；地质矿产调查评价项目(DD20190652)资助
作者简介：邹磊(1990-)，男，博士，助理研究员，主要从事水文水资源方面研究. E-mail: zoulei@igsnrr.ac.cn

分析方法研究了渭河流域降水的趋势和周期特性;周旗等[9]基于渭河流域1961—2016年逐日降水数据,选取与极端降水事件密切相关的9个指数,利用趋势分析、Mann-Kendall趋势检验和方差分析等方法,分析了渭河流域极端降水在时间上的变化趋势。综上所述,已有部分学者开展了关于渭河流域极端降水的相关研究,但已有研究主要针对渭河流域极端降水变化趋势进行分析,对于流域极端降水影响因素的研究尚少。基于此,本文以渭河流域为研究区,基于流域内及其周边28个气象站点逐日降水数据,采用Mann-Kendall趋势检验、连续小波变换及交叉小波等方法,综合分析了渭河流域极端降水的时空演变规律,并进一步探究了渭河流域极端降水与6种大气环流异常因子之间的相关性。本文研究结果可为渭河流域应对气候变化,制定水旱灾害防治预案和未来极端降水事件预测提供科学决策依据。

1　研究区域及数据资料

1.1　研究区域概况

渭河是黄河的一级支流,发源于甘肃省定西市渭源县,自西向东流经甘肃渭源、陇西、武山、甘谷、天水等地,于宝鸡市进入陕西省,经宝鸡、杨凌、咸阳、西安、渭南等地后于渭南市潼关县汇入黄河[10]。渭河全长818 km,控制流域总面积约$1.35×10^5$ km^2。渭河流域(33°~38°N,103°~110°E)总体上呈西高东低的态势,海拔高程为322~3919 m,其中上游河段西部地区为黄土高原沟壑区,下游河段东部地区主要为关中平原区。流域位于半湿润、半干旱的过渡地带,受西太平洋副热带高压影响,夏季热而多雨且有伏旱,秋凉湿润,冬季受蒙古高压控制,气候干燥寒冷,降水稀少[11]。受气候环境、地形等因素影响,流域降水分布由东南向西北地区逐渐减少,南部秦岭山区降水较丰,最大年降水量在1000 mm以上,而随着地势降低,降水量急速减少,平原地区年降水量约为500 mm[12-13]。

1.2　数据资料及预处理

采用中国气象科学数据共享服务网提供的气象资料,选取渭河流域及其周边分布较为均匀的28个气象站1961—2017年逐日降水观测数据进行研究,且对数据进行初步质量控制和缺失数据插补延长。流域气象站点分布及年平均降水量统计见图1和表1。

为了进一步明晰渭河流域极端降水指数与大气环流异常因子之间的相关性,本文选取6种具有代表性的大气环流异常因子进行分析,包括南方涛动指数(SOI)、太平洋年代际振荡指数(PDO)、北太平洋遥相关指数(NP)、北大西洋振荡指数(NAO)、

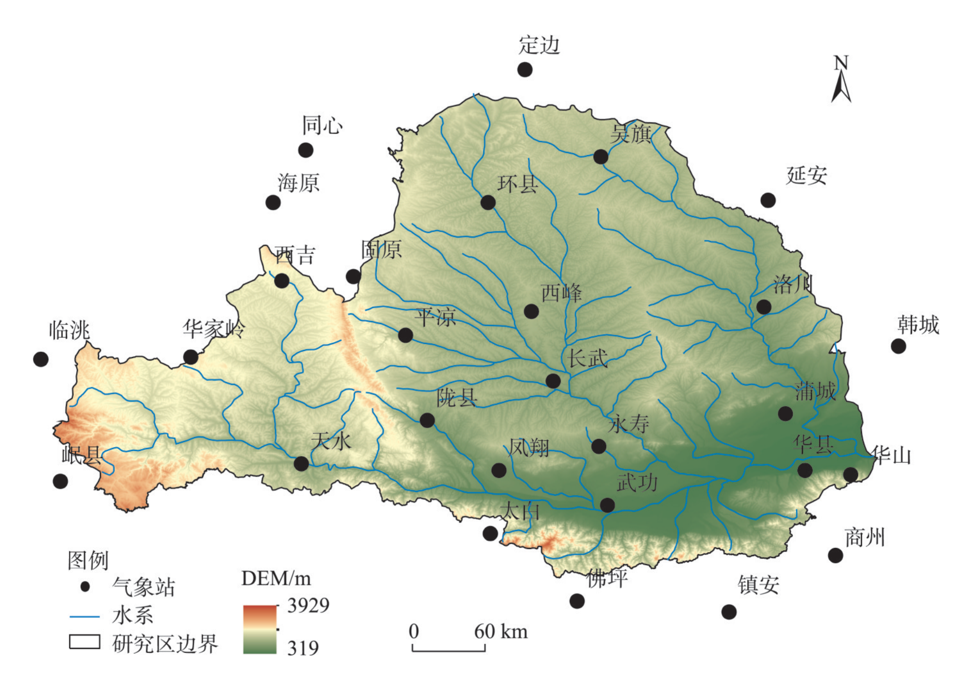


图1　渭河流域及站点分布示意图

Fig. 1　Topographic map of the Weihe River Basin and meteorological stations

表1 渭河流域气象站点年平均降水量

Tab. 1 Statistical table of annual average precipitation of the Weihe River Basin

站名	海拔高度/m	年平均降水量/mm	站名	海拔高度/m	年平均降水量/mm
临洮	1887	521	蒲城	499	521
华家岭	2451	486	韩城	458	555
定边	1360	333	岷县	2315	579
吴旗	1273	471	陇县	924	580
海原	1854	381	麦积	1083	519
同心	1344	269	凤翔	781	608
固原	1780	454	太白	1543	741
环县	1544	436	永寿	995	582
延安	958	542	武功	446	599
西吉	1917	410	华山	2065	813
平凉	1347	506	华县	342	587
西峰镇	1415	553	佛坪	1088	919
长武	1206	588	商州	742	694
洛川	1158	612	镇安	694	787

北极涛动指数(AO)和大西洋年际振荡指数(AMO)。上述因子数据来源于美国国家海洋和大气管理局(the National Oceanic and Atmospheric Administration, NOAA)地球系统研究实验室(数据来源: http://www.esrl.noaa.gov/psd/data/climateindices/list/)。

2 研究方法

2.1 极端降水指数选取

根据世界气象组织(World Meteorological Organization,WMO)、气候变化及可预报性研究计划(Climate Variability and Predictability,CLLVAR)提出的相关极端降水指数[1],本文选取6种具有代表性的极端降水指数对渭河流域极端降水时空演变规律进行分析研究。研究所选取的极端降水指数及其定义如表2中所示。

2.2 Mann-Kendall趋势检验

采用在水文气象统计领域广泛使用的Mann-Kendall(M-K)检验法[14]对极端降水指数时间序列进行趋势分析。在进行M-K趋势检验前,采用预置白方法[15-16](the trend-free pre-whitening,TFPW)对数据预处理,剔除原始时间序列的自相关性。具体计算步骤如下:

(1) TFPW剔除时间序列自相关性

对于原始时间序列 $\{x_i, i=1, 2, \cdots, n\}$,计算自回归系数 γ_1:

$$\gamma_1 = \frac{\mathrm{Cov}(x_i, x_{i+1})}{\mathrm{Var}(x_i)} = \frac{\frac{1}{n-2}\sum_{i=1}^{n-1}(x_i-\bar{x})(x_{i+1}-\bar{x})}{\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})^2} \tag{1}$$

根据如下公式,剔除原始时间序列自相关性:

$$x_i' = x_i - \gamma_1 x_{i-1} \tag{2}$$

表2 极端降水指数及其定义

Tab. 2 Definition of the extreme precipitation indices

指数缩写	定义	单位
PRCPTOT	年内日降水量≥1 mm的降水量之和	mm
SDII	年内日降水量之和与日降水量≥1 mm的日数之比	mm
Rx1day	年最大一日降水量	mm
Rx5day	年最大连续五日降水量	mm
R95P	年内日降水量>标准时段日降水量序列第95位值的降水量之和	mm
R99P	年内日降水量>标准时段日降水量序列第99位值的降水量之和	mm

用新的序列 $\{x_i', i=1, 2, \cdots, n\}$ 代替原始序列 $\{x_i, i=1, 2, \cdots, n\}$ 进行M-K检验。

（2）M-K检验

对时间序列 $\{x_i, i=1, 2, \cdots, n\}$，计算其对偶数 S_k：

$$S_k=\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=i+1}^{i-1}(x_j-x_i), \quad (k=2, 3, \cdots, n) \tag{3}$$

$$(x_j-x_i)=\begin{cases}1, & x_j-x_i>0\\ 0, & 其他\end{cases} \tag{4}$$

采用如下公式分别计算统计量 $\mathrm{E}(S_k)$、$\mathrm{Var}(S_k)$、UF_k：

$$\mathrm{E}(S_k)=\frac{k(k-1)}{4} \tag{5}$$

$$\mathrm{Var}(S_k)=\frac{k(k-1)(2k+5)}{72} \tag{6}$$

$$UF_k=\frac{S_k-\mathrm{E}(S_k)}{\sqrt{\mathrm{Var}(S_k)}} \tag{7}$$

统计量 UF_k 即为时间序列趋势性大小的衡量标准，$UF_k>0$ 表明序列有增大趋势，而 $UF_k<0$ 表明序列有减小趋势，$|UF_k|$ 越大，则说明序列趋势变化越明显。对于显著性水平 $\alpha=0.05$，当 $UF_k>1.96$ 时，表明序列有显著增大趋势；当 $UF_k<-1.96$ 时，则表明序列有显著减小趋势。

2.3　小波变换分析

2.3.1　连续小波变换　连续小波变换（Continuous Wavelet Transform, CWT）具有自适应特性的时频域窗口：在高频段时，频域窗口变大，时域窗口变小；在低频段时，频域窗口变小，时域窗口变大[17]。通过不断调节频域和时域窗口大小的方式，连续小波变换可以对研究序列在时域上存在的多层次时间结构和局部特征进行提取，进而分析不同时间段内信号变化的周期特性[18]。本文采用连续小波变换方法分析渭河流域极端降水指数时间序列的周期特性。

在进行连续小波变换分析时，需要引入满足一定条件的母小波函数 $\psi(t)$，其必须满足：

$$\int_{-\infty}^{+\infty}\psi(t)\mathrm{d}t=0 \tag{8}$$

本文采用在水文气象研究中运用较多的Morlet小波，小波函数形式为：

$$\psi(t)=\pi^{-1/4}\mathrm{e}^{i\omega_0 t}\mathrm{e}^{-t^2/2} \tag{9}$$

式中：t 为时间；ω_0 是无量纲频率，一般取 $\omega_0=6$。

对于离散时间序列 $X=(x_1, x_2, \cdots, x_n)$，其连续小波变换定义如下：

$$W_n^X(s)=\sqrt{\frac{\delta t}{s}}\sum_{i=1}^{n}x_i\psi\left[\frac{(i-n)\delta t}{s}\right] \tag{10}$$

式中：$W_n^X(s)$ 是小波变换系数；δt 是时间步长；s 是比例因子；n 为时间系列长度。

2.3.2　交叉小波变换　交叉小波变换（Cross-wavelet Transform, XWT）同时结合了小波变换和交叉谱分析，通过揭示2个时间序列在时频域中的能量共振和协方差分布[19]，可分析2个时间序列之间的时频共振周期与位相关系[20]。本研究采用交叉小波变换方法探究渭河流域极端降水指数对不同大气环流异常因子的响应特征。

设 $W_n^X(s)$ 和 $W_n^Y(s)$ 分别是时间序列 $X=(x_1, x_2, \cdots, x_n)$ 和 $Y=(y_1, y_2, \cdots, y_n)$ 的小波变换，那么 X 和 Y 之间交叉小波变换表示为[21]：

$$W_n^{XY}(s)=W_n^X(s)W_n^{Y*}(s) \tag{11}$$

式中：W_n^X、$W_n^Y(s)$ 分别表示时间序列 X、Y 的连续小波变换；$W_n^{Y*}(s)$ 表示 $W_n^Y(s)$ 的复共轭；$W_n^{XY}(s)$ 的绝对值表示交叉小波变换的功率谱[19]。

3　结果与分析

3.1　渭河流域极端降水时空演变特征

3.1.1　极端降水指数的时间变化特征　基于渭河流域28个气象站点逐日降水量数据，计算各气象站逐年PRCPTOT、SDII、Rx1day、Rx5day、R95P和R99P等6种极端降水指数，并采用泰森多边形法推求流域极端降水指数。

如图2a所示，渭河流域PRCPTOT呈显著下降趋势，PRCPTOT多年平均值为544.6 mm，其中，PRCPTOT平均值从1961—1990年的567.9 mm减少到1991—2017年的518.8 mm，减幅约8.65%。上述PRCPTOT减少同冯星等[8]研究得出，渭河流域年均降水量呈现减小的趋势，且下降的主要时期集中在20世纪90年代初期结论是相符的。如图2b所示，渭河流域SDII呈上升趋势，表明渭河流域的降水强度有变大的趋势，SDII多年平均值为8.4 mm。如图2c所示，流域Rx1day呈显著的上升趋势，Rx1day多年平均值为52.2 mm，其中1961—1990年多年平均值为51 mm，1991—2017年多年平均值为53.4 mm，上升约4.7%。流域最大Rx1day发生在2010年，为68.6 mm；如图2d所示，流域年最大5 d降水量

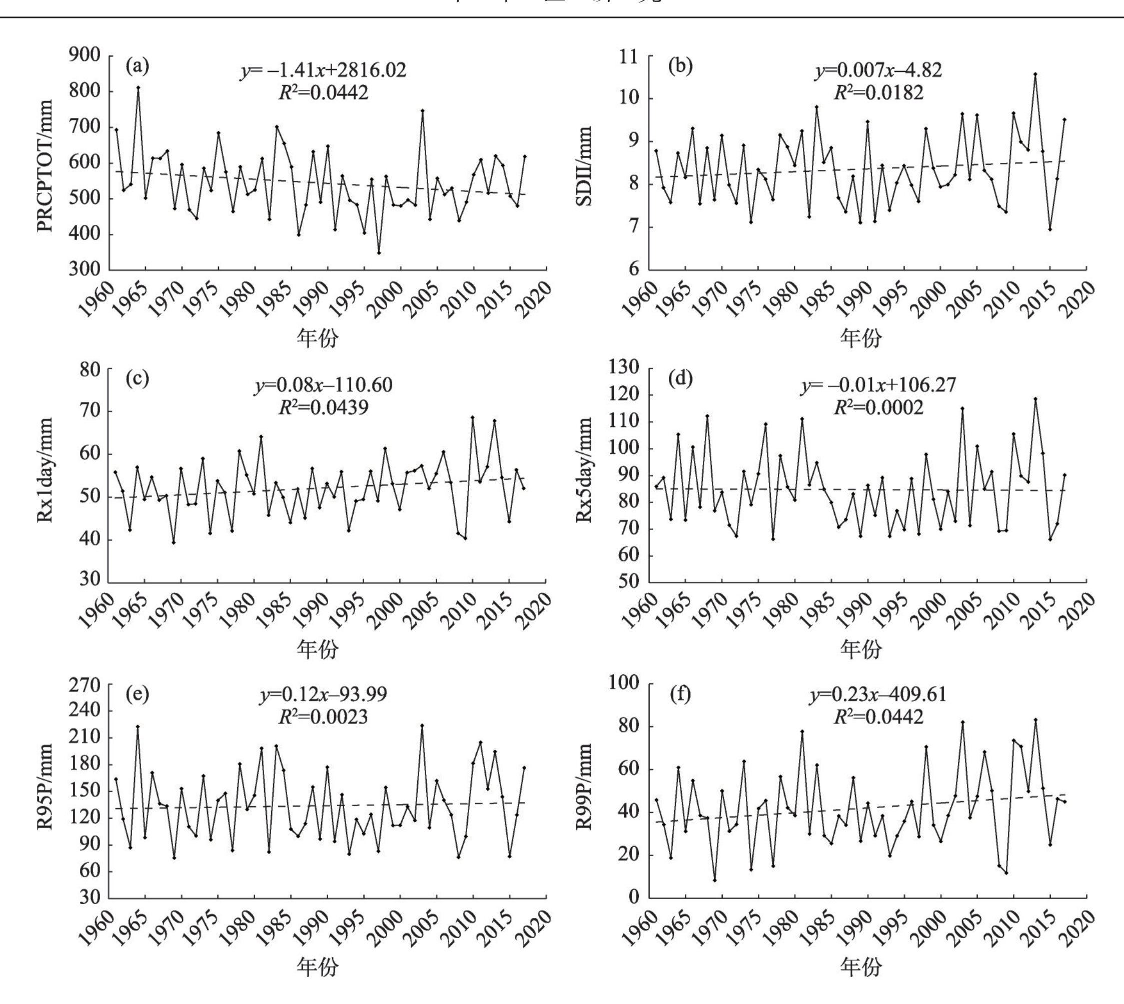


图2 渭河流域极端降水指数时间变化序列

Fig. 2 Time series of extreme precipitation indexes in Weihe River Basin

Rx5day整体变化趋势不明显,Rx5day多年平均值为84.7 mm。最大Rx5day发生在2013年,为118.6 mm。从图2c和图2b可以看出,1990年以后,Rx1day和Rx5day年际间波动性增大,极大值与极小值倍比分别达到1.7和1.8。如图2e和图2f,流域R95P和R99P均呈上升趋势,其中R99P的上升趋势较显著。R95P和R99P多年平均值分别为134 mm和42 mm。

3.1.2 极端降水指数变化的空间分布 由图3a和图3b所示,渭河流域PRCPTOT值在345~741 mm之间,SDII在7.0~9.7 mmm之间。PRCPTOT和SDII的空间分布特征较为类似,呈现由西北向东南地区逐渐增加。从气象站点极端降水指数趋势变化统计情况来看(表3),绝大多数站点PRCPTOT均呈现下降或显著下降趋势,而28个气象站点中有16个站点SDII指数均呈现上升趋势,这些站点主要分布在渭河流域北部及中游地区。如图3c和图3d所示,渭河流域Rx1day和Rx5day分别在39.6~63.4 mm和62~111 mm之间,且均由西北向东南地区逐渐增加。28个气象站点中分别有13个和21个站点的Rx1day和Rx5day呈下降趋势。。

如图3e和图3f所示,渭河流域年内日降水量≥标准时段日降水量序列第95位值的降水量之和,R95P和年内日降水量≥标准时段日降水量序列第99位值的降水量之和,R99P分别在60~238 mm和22~81 mm之间,均呈现由西北向东南地区逐渐增加。

总体上,渭河流域极端降水指数PRCPTOT、SDII、Rx1day、Rx5day、R95P和R99P均由西北向东南地区逐渐增加,流域东南地区较西北地区湿润。从趋势变化来看,除局部部分气象站点外,流域尺度上多数气象站点的极端降水指数呈下降趋势。

3.2 极端降水指数的周期特性

为进一步探究渭河流域极端降水指数的周期性变化特征,本文采用连续小波变换方法对极端降水指数PRCPTOT、SDII、Rx1day、Rx5day、R95P和

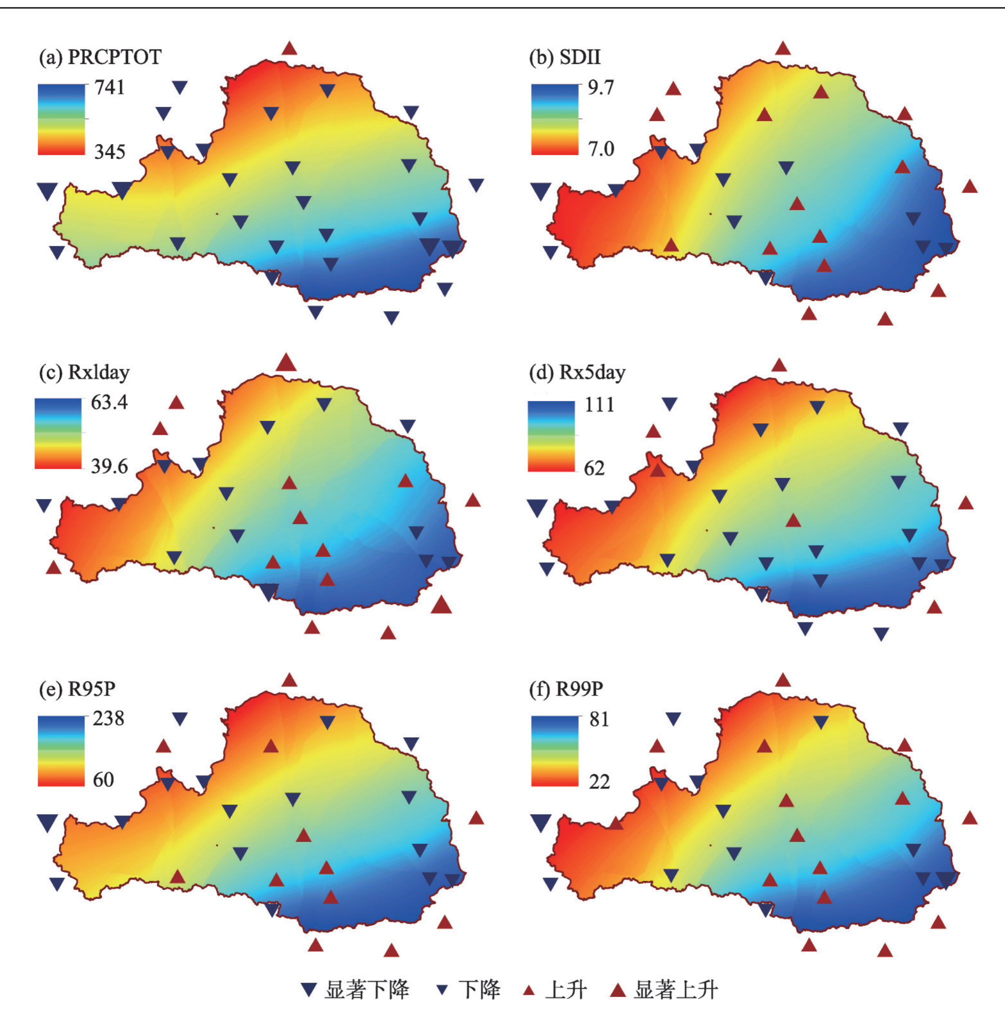


图3　渭河流域极端降水指数空间分布及趋势变化特征

Fig. 3　Spatial trend characteristic of extreme precipitation indexes in Weihe River Basin

表3　极端降水指数趋势分析站次

Tab. 3　Trend analysis statistical table of extreme precipitation index

指数	显著下降	下降	上升	显著上升
PRCPTOT	4	23	1	0
SDII	1	11	16	0
Rx1day	1	13	12	2
Rx5day	1	21	6	0
R95P	1	15	12	0
R99P	2	11	15	0

R99P进行周期性分析。各极端降水指数连续小波变换功率谱成果如图4所示,其中红色越深表示极端降水指数相对应周期特性越为显著,黑色等值线以内范围表示通过95%的置信度检验[21]。

如图4a所示,在95%置信水平下,PRCPTOT在1961—1970年存在2~4 a的周期,在1975—1990年存在8 a左右的周期,在1980—1990年存在4~5 a的周期;如图4b所示,SDII在1970—1975年、1980—1990年存在2 a左右的周期,在1997—2017年存在2~10 a的周期;如图4c所示,Rx1day在1970—1975年存在2 a左右的周期,在1980—2017年存在8 a左右的周期,在2008—2017年存在2~5 a的周期;如图4d所示,Rx5day在1968—1978年存在1~3 a左右的周期,在1970—1985年存在8 a和16 a左右的周期,在1995—2017年存在6~10 a的周期,在2005—2017年存在2~6 a的周期;如图4e所示,R95P在1995—2017年存在6~10 a的周期;如图4f所示,R99P在1970—1980年存在6~10 a的周期,在1995—2017年存在6~10 a的周期,在2005—2015年存在2~5 a的周期。

综上所述,除PRCPTOT外,SDII、Rx1day、Rx5day、R95P和R99P在近20 a内均呈现较为显著的周期特性,周期约8 a左右。

3.3 极端降水对大气环流异常因子的响应

分别计算渭河流域极端降水指数PRCPTOT、

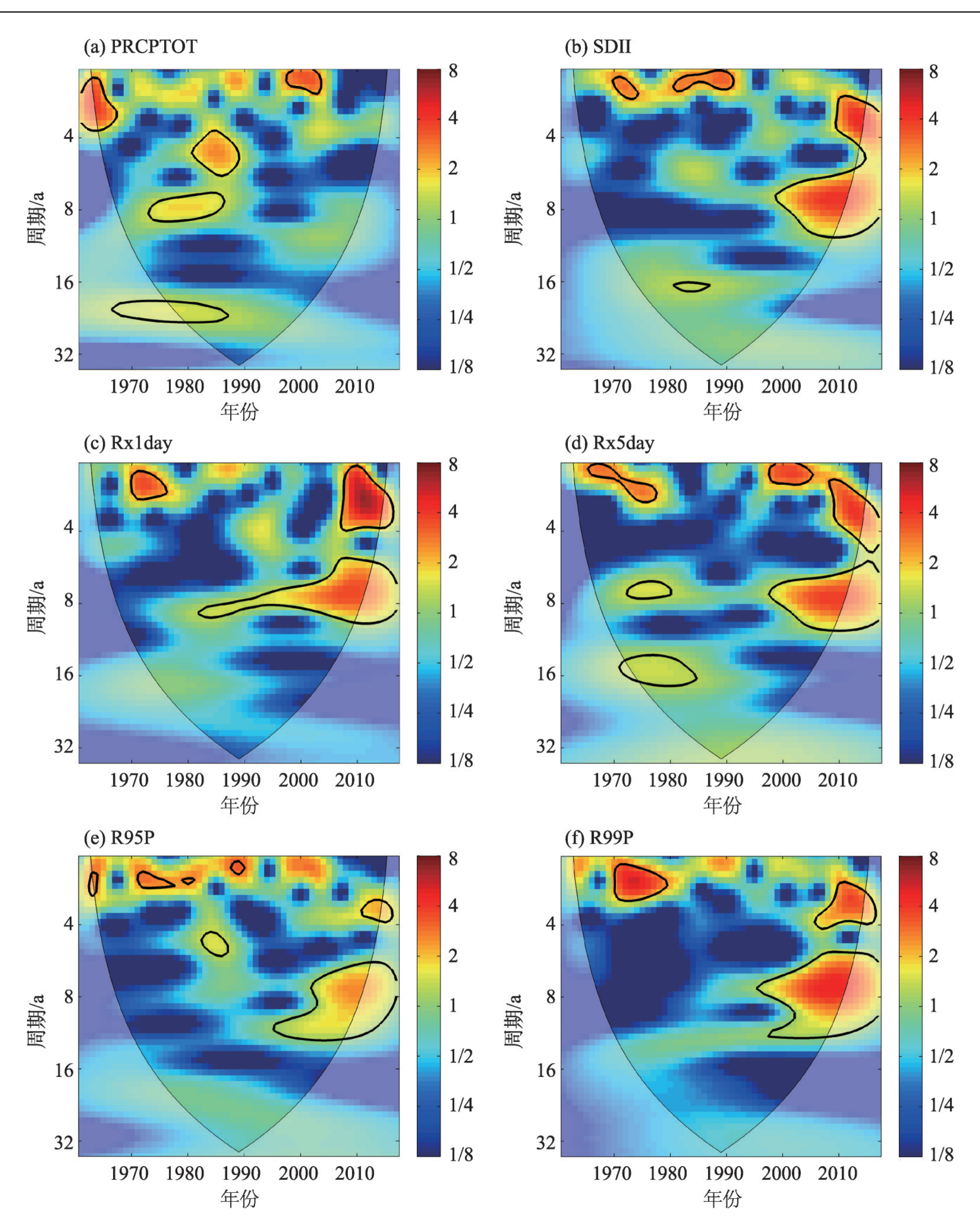


图4 渭河流域极端降水指数连续小波变换功率谱

Fig. 4 Continuous wavelet transform of extreme precipitation indexes in Weihe River Basin

SDII、Rx1day、Rx5day、R95P和R99P同大气环流异常因子SOI、PDO、NP、NAO、AO和AMO之间的相关系数，如表4所示。本文采用t统计量检验相关性显著水平，时间序列长度为57 a，在t检验显著水平5%下，临界相关系数约为0.255。由表4可知，渭河流域极端降水指数PRCPTOT、SDII、Rx1day、Rx5day、R95P和R99P与表征ENSO事件的南方涛动指数SOI[22]的相关系数均通过显著性水平5%的检验，且相关系数均最大，表明渭河流域极端降水受ENSO影响最大。

进一步开展极端降水指数PRCPTOT、SDII、Rx1day、Rx5day、R95P和R99P与大气环流异常因子SOI的交叉小波分析，探究极端降水指数同SOI的时频变换关系。交叉小波变换功率谱成果如图5所示，图中被粗黑线包围区域表示通过5%显著性水平的标准红噪声检验，箭头方向反映了极端降水指数与SOI的相位差，其中由左向右的箭头表示极端降水指数与SOI同相位，由从右至左箭头表示反相位[23]。

从图5a和图5b可以看出，PRCPTOT、SDII与南

表4　极端降水指数与大气环流异常因子的相关系数

Tab. 4　Correlation coefficients between extreme precipitation indexes and climate indices

类型	SOI	PDO	NP	NAO	AO	AMO
PRCPTOT	−0.33	−0.08	0.15	0.16	0.07	0.01
SDII	−0.45	−0.01	−0.06	−0.04	−0.16	0.34
Rx1day	−0.38	−0.07	0.01	−0.17	−0.14	0.27
Rx5day	−0.34	−0.09	0.02	−0.15	−0.21	0.18
R95P	−0.33	−0.08	0.08	0.07	−0.02	0.17
R99P	−0.41	−0.07	0.04	−0.04	−0.06	0.30

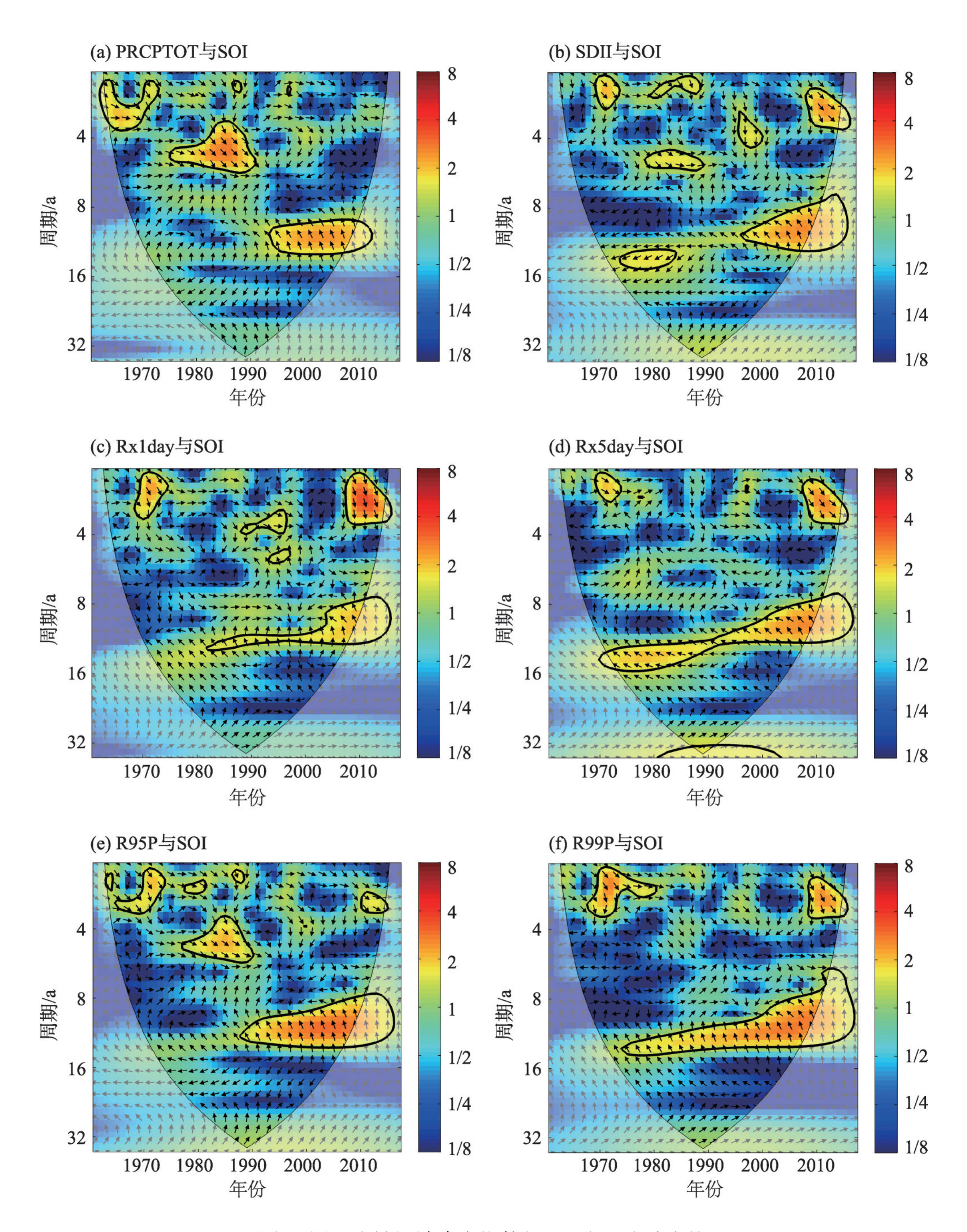


图5　渭河流域极端降水指数与SOI交叉小波变换

Fig. 5　Cross-wavelet transform between the extreme precipitation indexes and SOI in Weihe River Basin

方涛动指数SOI交叉小波变换有一定的相似性，PRCPTOT、SDII对SOI的响应主要集中在1995—2012年的8~13 a区间，且表现为近负相关关系，说明PRCPTOT、SDII与SOI指数的变化相反，即SOI值越大，其相对应的PRCPTOT、SDII值越小；如图5c和图5d所示，Rx1day对SOI的响应集中在1980—2015年的8~13 a区间，Rx5day对SOI的响应集中在1970—2015年的8~16 a区间，且Rx1day、Rx5day与SOI表现为负相关关系；如图5e和图5f所示，R95P对SOI的响应集中在1988—2015年的8~14 a区间，R99P对SOI的响应集中在1975—2015年的8~16 a区间，同样，R95P、R99P与SOI也表现为负相关关系。总体上，根据交叉小波变换分析结果，渭河流域极端降水指数SDII、Rx1day、Rx5day、R95P和R99P主要受到南方涛动指数SOI影响，尤其在近20 a来，存在较为明显的约8 a左右的周期特性，同时与前文关于极端降水指数周期性分析研究成果相符。

通过研究表明，渭河流域降水与ENSO之间具有一定的相关机制，且从相位上分析来看，极端降水指数与SOI表现为负相关关系，说明SOI值越大，渭河流域发生少雨现象的概率将会越大；反之，SOI值越小，流域发生多雨、洪涝现象的概率越大。相关研究表明，ENSO与我国西北地区的干旱异常相互联系，东太平洋的海水表面温度受ENSO现象而上升，经向温度的梯度变大，哈德来环流增强，导致西太平洋副热带高压增大，从而影响我国西北地区的降水[24]。厄尔尼诺事件发生在SOI的负位相时期，姜逢清等[25]的研究表明，厄尔尼诺的发生有利于我国北方新疆地区降水的增多。可以说明，本文对渭河流域降水关于ENSO影响的研究成果与北方部分地区已有成果具有一致性。

4 结 论

本文基于渭河流域28个气象站点实测逐日降水量数据，选取PRCPTOT、SDII、Rx1day、Rx5day、R95P和R99P共6种极端降水指数，采用M-K趋势检验和小波变换法综合分析了渭河流域极端降水时空演变规律，并进一步探究流域极端降水指数与6种大气环流异常因子之间的相关性。主要结论有：

（1）在1961—2017年，渭河流域极端降水指数PRCPTOT呈下降趋势。尤其在1990年以后，极端降水指数年际间的波动性明显增大，流域发生极端事件的概率有上升趋势。

（2）从空间分布来看，渭河流域极端降水指数呈现由西北向东南地区逐渐增加，流域东南地区较西北地区湿润。同时，从趋势变化来看，除局部部分气象站点外，流域多数气象站点的极端降水指数均呈下降趋势。

（3）在大气环流异常因子SOI、PDO、NP、NAO、AO及AMO中，南方涛动指数SOI对渭河流域极端降水指数影响最大。根据交叉小波变换及周期特性研究分析结果，流域极端降水指数SDII、Rx1day、Rx5day、R95P和R99P受SOI影响，近20 a来，存在8 a左右的周期特性。同时，从相位上分析来看，SOI值越大，渭河流域发生少雨现象的概率将会越大，而SOI值越小，流域发生多雨、洪涝现象的概率越大。

参考文献(References)：

[1] 曾志平. 1975—2015年清远市汛期极端降水时空变化特征分析[J]. 人民珠江, 2019, 40(5): 50−55. [Zeng Zhiping. Analysis of spatiotemporal characteristics of extreme precipitation in flood season in Qingyuan during 1975−2015[J]. Pearl River, 2019, 40(5): 50−55.]

[2] 时光训, 刘健, 马力, 等. 1970—2014年长江流域极端降水过程的时空变化研究[J]. 水文, 2017, 37(4): 77−85. [Shi Guangxun, Liu Jian, Ma Li, et al. Spatio-temporal variations of extreme precipitation events in Yangtze River Basin during 1970−2014[J]. Journal of China Hydrology, 2017, 37(4): 77−85.]

[3] 姜江, 姜大膀, 林一骅. 中国干湿区变化与预估[J]. 大气科学, 2017, 41(1): 43−56. [Jiang Jiang, Jiang Dabang, Lin Yihua. Changes and projection of dry/wet areas over China[J]. Chinese Journal of Atmospheric Sciences, 2017, 41(1): 43−56.]

[4] 佘敦先, 夏军, 张永勇, 等. 近50年来淮河流域极端降水的时空变化及统计特征[J]. 地理学报, 2011, 66(9): 1200−1210. [She Dunxian, Xia Jun, Zhang Yongyong, et al. The trend analysis and statistical distribution of extreme rainfall events in the Huaihe River Basin in the past 50 years[J]. Acta Geographica Sinica, 2011, 66(9): 1200−1210.]

[5] 汪成博, 李双双, 延军平, 等. 1970—2015年汉江流域多尺度极端降水时空变化特征[J]. 自然资源学报, 2019, 34(6): 1209−1222. [Wang Chengbo, Li Shuangshuang, Yan Junping, et al. Spatiotemporal variation of extreme precipitation regimes in the Hanjiang River Basin during 1970−2015[J]. Journal of Natural Resourc-

es, 2019, 34(6): 1209-1222.]

[6] 马梦阳, 韩宇平, 王庆明, 等. 海河流域极端降水时空变化规律及其与大气环流的关系[J]. 水电能源科学, 2019, 37(6): 1-4, 74. [Ma Mengyang, Han Yuping, Wang Qingming, et al. Temporal and spatial variations of extreme precipitation in Haihe River Basin and its relationship with atmospheric circulation indexes[J]. Water Resources and Power, 2019, 37(6): 1-4, 74.]

[7] 杨沛羽, 张强, 史培军, 等. 黄河流域极端降水时空分布特征及其影响因素[J]. 武汉大学学报(自然科学版), 2017, 63(4): 368-376. [Yang Peiyu, Zhang Qiang, Shi Peijun, et al. Spatiotemporal distribution of precipitation extremes and related implications across the Yellow River Basin, China[J]. Journal of Wuhan University(Natural Science Edition), 2017, 63(4): 368-376.]

[8] 冯星, 郭建青, 孙东永, 等. 近55 a渭河流域气候变化[J]. 干旱区地理, 2018, 41(4): 718-725. [Feng Xing, Guo Jianqing, Sun Dongyong, et al. Climate change characteristics in Weihe River Basin from 1960 to 2015[J]. Arid Land Geography, 2018, 41(4): 718-725.]

[9] 周旗, 张海宁, 任源鑫. 1961—2016年渭河流域极端降水事件研究[J]. 地理科学, 2020, 40(5): 833-841. [Zhou Qi, Zhang Haining, Ren Yuanxin. Extreme precipitation events in the Weihe River Basin from 1961 to 2016[J]. Scientia Geographica Sinica, 2020, 40(5): 833-841.]

[10] 牛最荣, 赵文智, 刘进琪, 等. 甘肃渭河流域气温、降水和径流变化特征及趋势研究[J]. 水文, 2012, 32(2): 78-83. [Niu Zuirong, Zhao Wenzhi, Liu Jinqi, et al. Study on change characteristics and tendency of temperature, precipitation and runoff in Weihe River Basin in Gansu[J]. Journal of China Hydrology, 2012, 32(2): 78-83.]

[11] 张宏利, 陈豫, 任广鑫, 等. 近50年来渭河流域降水变化特征分析[J]. 干旱地区农业研究, 2008, 26(4): 236-241. [Zhang Hongli, Chen Yu, Ren Guangxin, et al. The characteristics of precipitation variation of Weihe River Basin in Shaanxi Province during recent 50 years[J]. Agricultural Research in the Arid Areas, 2008, 26(4): 236-241.]

[12] 张艳玲. 陕西省渭河流域水文特性分析[J]. 西北水资源与水工程, 2002, 13(2): 62-64. [Zhang Yanlin. Hydrologic feature analysis for Weihe basin in Shanxi Province[J]. Northwest Water Resources & Water Engineering, 2002, 13(2): 62-64.]

[13] 雷江群, 刘登峰, 黄强. 渭河流域气候变化及干湿状况时空分布分析[J]. 西北农林科技大学学报(自然科学版), 2015, 43(3): 175-181. [Lei Jiangqun, Liu Dengfeng, Huang Qiang. Climate change and spatiotemporal distribution of dry-wet status in Wei River Basin[J]. Journal of Northwest A & F University (Natural Science Edition), 2015, 43(3): 175-181.]

[14] Wilcox R R. A note on the Theil-Sen regression estimator when the regressor is random and the error term is heteroscedastic[J]. Biometrical, 1998, 40(3): 261-268.

[15] 褚健婷, 夏军, 许崇育, 等. 海河流域气象和水文降水资料对比分析及时空变异[J]. 地理学报, 2009, 64(9): 1083-1092. [Chu Jianting, Xia Jun, Xu Chongyu, et al. Comparison and spatial-temporal variability of daily precipitation data of weather stations and rain gauges in Haihe River Basin[J]. Acta GeographicaSinica, 2009, 64(9): 1083-1092.]

[16] Yue S, Pilon P, Phinney B, et al. The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological series[J]. Hydrological Processes 2002, 16: 1807-1829.

[17] 王霞, 吴加学. 基于小波变换的西、北江水沙关系特征分析[J]. 热带海洋学报, 2009, 28(1): 21-28. [Wang Xia, Wu Jiaxue. Wavelet analyses of rating curves in Xijiang and Beijiang Rivers[J]. Journal of Tropical Oceanography, 2009, 28(1): 21-28.]

[18] Tan X, Gan T Y, Shao D. Wavelet analysis of precipitation extremes over Canadian ecoregions and teleconnections to large-scale climate anomalies[J]. Journal of Geophysical Research: Atmospheres, 2016, 121: 469-486.

[19] 陈心池, 顾立忠. 基于SPI的旱涝时空演变特征识别及其对大尺度气候因子的响应研究[J]. 广东水利水电, 2018(11): 52-58, 67. [Chen Xinchi, Gu Lizhong. Spatio-temporal evolutionary identification of dryness/wetness based on SPI and responses to large-scale climate factors[J]. Guangdong Water Resources and Hydropower, 2018(11): 52-58, 67.]

[20] Grinsted A, Moore J C, Jevrejeva S. Application of the cross wavelet transform and wavelet coherence to geophysical time series[J]. Nonlinear Processes in Geophysics, 2004, 11: 561-566.

[21] Lin Q, Wu Z, Singh V P, et al. Correlation between hydrological drought, climatic factors, reservoir operation, and vegetation cover in the Xijiang Basin, South China[J]. Journal of Hydrology, 2017, 549: 512-524.

[22] 许武成, 马劲松, 王文. 关于ENSO事件及其对中国气候影响研究的综述[J]. 气象科学, 2005, 25(2): 212-220. [Xu Wucheng, Ma Jingsong, Wang Wen. A review of study on the influence of ENSO events on the climate in China[J]. Journal of the Meteorological Sciences, 2005, 25(2): 212-220.]

[23] 邵骏. 基于交叉小波变换的水文多尺度相关分析[J]. 水力发电学报, 2013, 32(2): 22-26, 42. [Shao Jun. Multi-scale correlation analysis of hydrological time series based on cross wavelet transform[J]. Journal of Hydroelectric Engineering, 2013, 32(2): 22-26, 42.]

[24] Song Feng, Hu Qi. Variations in the teleconnection of ENSO and summer rainfall in Northern China: A role of the indian summer monsoon[J]. Journal of Climate, 2004, 17(24): 4871-4881.

[25] 姜逢清, 杨跃辉. 新疆洪旱灾害与大尺度气候强迫因子的联系[J]. 干旱区地理, 2004, 27(2): 148-153. [Jiang Fengqin, Yang Yuehui. Potential links of flood and drought disasters in Xinjiang to some larger-scale climatic driving forces[J]. Arid Land Geography, 2004, 27(2): 148-153.]

Spatial-temporal variations of extreme precipitation indices and their response to atmospheric circulation factors in the Weihe River Basin

ZOU Lei[1], YU Jiangyou[2], WANG Feiyu[1], ZHANG Yan[3]

(1. Key Laboratory of Water Cycle and Related Land Surface Processes, Institute of Geographic Sciences and Natural Resources Research, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100101, China; 2. Kunming Engineering Corporation Limited of Power China, Kunming 650051, Yunnan, China; 3. Institute of Farmland Irrigation, Chinese Academy of Agricultural Sciences, Xinxiang 453002, Henan, China)

Abstract: Six extreme precipitation indices, including PRCPTOT, SDII, Rx1day, Rx5day, R95P, and R99P, were calculated using the daily precipitation data of 28 meteorological stations in the Weihe River Basin, from 1961 to 2017, to represent extreme precipitation characteristics. The Mann-Kendall trend and continuous wavelet tests were used to analyze the spatiotemporal variation characteristics of extreme precipitation. The potential influences of anomalous atmospheric circulation factors on extreme precipitation were explored using the cross-wavelet analysis technique. From 1961 to 2017, the extreme precipitation indices showed a decreasing trend in the Weihe River Basin. The extreme precipitation indices increased from northwest to southeast, and the southeastern area of the basin was wetter than the northwest. After 1990, the inter-annual fluctuation of the extreme precipitation index increased significantly and the degree and probability of extreme flood events in the basin had an upward trend. Among the selected anomalous atmospheric circulation factors, the Southern Oscillation Index had the most significant effect on extreme precipitation. The higher the SOI value, the higher the probability of occurrence of less rain, while the smaller the SOI value, the higher the probability of more rain and flood events occurring. This study improves our understanding of the influence of climate change on extreme precipitation, and it improves our capacity to prevent climate disasters.

Keywords: Weihe River Basin; extreme precipitation index; spatial-temporal variation characteristics; anomalous atmospheric circulation factors